

| | |
|-------------|-----------------------------------------------------------------------------------|
| Title | 離散型entropy power inequalityについて (非加法性の数理と情報：凸解析との接点) |
| Author(s) | 柳, 研二郎 |
| Citation | 数理解析研究所講究録 (2010), 1683: 111-120 |
| Issue Date | 2010-04 |
| URL | http://hdl.handle.net/2433/141412 |
| Right | |
| Type | Departmental Bulletin Paper |
| Textversion | publisher |

離散型 entropy power inequality について (On discrete entropy power inequality)

山口大学大学院・理工学研究科 柳 研二郎 (Kenjiro Yanagi)*
(Graduate School of Science and Engineering, Yamaguchi University)

Key Words: information theory, entropy power inequality

MSC(2000): 94A17

1 Entropy Power 不等式

連続型の Entropy Power 不等式

$$e^{2h(X)} + e^{2h(Y)} \leq e^{2h(X+Y)} \quad (1)$$

は Shannon [6] が初めて示したもので, その不等式が成り立つことはよく知られている. 後に, 関連した不等式が示されたが, 離散型の Entropy Power 不等式

$$e^{2H(X_m)} + e^{2H(X_n)} \leq e^{2H(X_m+X_n)} = e^{2H(X_{m+n})} \quad (2)$$

は一般には成り立たないことが知られている. 離散型の Entropy Power 不等式が成り立つ特別な場合の考察を行う.

2 超加法性

Definition 1 関数 $n \mapsto Y_n$ が以下をみたすとき, 超加法性をもつという.

$$\forall m, n \quad Y_{m+n} \geq Y_m + Y_n.$$

超加法性の十分条件は以下の結果から与えられる.

Proposition 1 $\frac{Y_n}{n}$ が n に関して増加であるとき Y_n は超加法性をもつ.
また Y_n が超加法性をもつならば $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{Y_n}{n} = \sup_n \frac{Y_n}{n}$ が存在する.

*This research was partially supported by the Ministry of Education, Science, Sports and Culture, Grant-in-Aid for Scientific Research (B), 18300003 and (C), 20540175

Proof. 任意の m, n ($m \geq n$) に対して次が成り立つ.

$$\frac{Y_{m+n}}{m+n} \geq \frac{Y_m}{m}.$$

すなわち

$$Y_{m+n} \geq Y_m + \frac{n}{m} Y_m.$$

$m \geq n$ より

$$\frac{Y_m}{m} \geq \frac{Y_n}{n}.$$

よって

$$Y_{m+n} \geq Y_m + Y_n.$$

□

$$Y_n = e^{2H(X_n)} \quad (3)$$

が超加法性をもつことを示すためには、 $n \curvearrowright Y_n$ が n に関して増加であることを示せば十分である.

3 情報理論の不等式

Definition 2 独立な二項分布 $X_n \sim B(n, p)$ とベルヌイ分布 $B \sim Ber(p)$ に対して次の確率変数を定義する.

$$X_{n+1} = X_n + B \quad (4)$$

このとき,

$$X_{n+1} = X_n + B = \begin{cases} X_n & B = 0 \text{ すなわち, 確率 } q \text{ のとき} \\ X_n + 1 & B = 1 \text{ すなわち, 確率 } p \text{ のとき} \end{cases}$$

となる. また, 確率分布は次のような関係がある.

$$P_{X_{n+1}} = P_{X_n} * P_B = qP_{X_n} + pP_{X_n+1} \quad (5)$$

それぞれの確率分布は次のようになる.

$$\begin{aligned} Pr(X_n = k) &= \binom{n}{k} p^k q^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n \\ Pr(X_n = n+1) &= 0 \end{aligned} \quad (6)$$

また,

$$\begin{aligned} Pr(X_n + 1 = k) &= \binom{n}{k-1} p^{k-1} q^{n-k+1}, \quad k = 1, \dots, n+1 \\ Pr(X_n + 1 = 0) &= 0 \end{aligned} \quad (7)$$

さらに, (5), (6), (7) より,

$$Pr(X_{n+1} = k) = \binom{n+1}{k} p^k q^{n+1-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n+1$$

となる. すなわち

$$X_{n+1} \sim B(n+1, p).$$

Lemma 1

$$\begin{aligned} &H(P_{X_{n+1}}) \\ &= pH(P_{X_{n+1}}) + qH(P_{X_n}) \\ &\quad + pD(P_{X_{n+1}}||P_{X_{n+1}}) + qD(P_{X_n}||P_{X_{n+1}}) \end{aligned} \quad (8)$$

Proof. 以下のエントロピー及び相互情報量を用いて (8) を示す.

$$\begin{aligned} H(P_{X_{n+1}}) &= - \sum_{i=0}^{n+1} \binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i} \log \binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i} \\ H(P_{X_{n+1}}) &= - \sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \log \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \\ H(P_{X_n}) &= - \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \log \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \\ D(P_{X_{n+1}}||P_{X_{n+1}}) &= \sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \log \frac{\binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1}}{\binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i}} \\ &= \sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \log \frac{i}{p(n+1)} \\ D(P_{X_n}||P_{X_{n+1}}) &= \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \log \frac{\binom{n}{i} p^i q^{n-i}}{\binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i}} \\ &= \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \log \frac{n+1-i}{q(n+1)} \end{aligned}$$

ここで (8) の右辺は,

$$\begin{aligned}
& pH(P_{X_{n+1}}) + qH(P_{X_n}) + pD(P_{X_{n+1}}||P_{X_{n+1}}) + qD(P_{X_n}||P_{X_{n+1}}) \\
= & p \left(- \sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \log \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \right) \\
& + q \left(- \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \log \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \right) \\
& + p \left(\sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \log \frac{i}{p(n+1)} \right) \\
& + q \left(\sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \log \frac{n+1-i}{q(n+1)} \right) \\
= & p \left(\sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \log \frac{i}{p(n+1) \binom{n}{i} p^{i-1} q^{n-i+1}} \right) \\
& + q \left(\sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \log \frac{n+1-i}{q(n+1) \binom{n}{i} p^i q^{n-i}} \right) \\
= & p \left(\sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} \log \frac{i(i-1)(n-i+1)}{(n+1)n! p^i q^{n-i+1}} \right) \\
& + q \left(\sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \log \frac{(n+1-i)i!(n-i)!}{(n+1)n! p^i q^{n-i+1}} \right) \\
= & \left(p \sum_{i=1}^{n+1} \binom{n}{i-1} p^{i-1} q^{n-i+1} + q \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i q^{n-i} \right) \log \frac{1}{\binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i}} \\
= & - \left(q \binom{n}{0} q^n + \sum_{i=1}^n \left\{ \binom{n}{i-1} + \binom{n}{i} \right\} p^i q^{n-i+1} + p \binom{n}{n} p^n \right) \\
& \times \log \binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i} \\
= & - \sum_{i=0}^{n+1} \binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i} \log \binom{n+1}{i} p^i q^{n+1-i} \\
= & H(P_{X_{n+1}})
\end{aligned}$$

よって (8) の左辺になる. □

Corollary 1 (Jensen-Shannon divergence)

$$\mathcal{JSD}(P, Q) \equiv \frac{1}{2} D \left(P || \frac{P+Q}{2} \right) + \frac{1}{2} D \left(Q || \frac{P+Q}{2} \right) \quad (9)$$

$p = \frac{1}{2}$ のとき, $H(P_{X_n}) = H(P_{X_{n+1}})$ なることに注意すると (8) は (9) より

$$H(P_{X_{n+1}}) = H(P_{X_n}) + \mathcal{JSD}(P_{X_n}, P_{X_{n+1}})$$

となり, 二項分布のエントロピーは n に関して増加である. ここで, $\frac{Y_n}{n}$ が n に関して増加であることと次の式は同値である.

$$\log \frac{Y_{n+1}}{n+1} \geq \log \frac{Y_n}{n}$$

また $Y_n = e^{2H(X_n)}$ を用いると次のようになる.

$$\mathcal{JSD}(P_{X_n}, P_{X_{n+1}}) \geq \frac{1}{2} \log \frac{n+1}{n} \quad (10)$$

Lemma 2 任意の分布 P, Q と任意の $\alpha, \beta \geq 0 (\alpha + \beta = 1)$ に対して, Jensen Shannon divergence は次のように拡張される.

$$\begin{aligned} C(P, Q) &\equiv \alpha D(P \| \alpha P + \beta Q) + \beta D(Q \| \alpha P + \beta Q) \\ &= \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{2\nu(2\nu-1)} \Delta_{\nu}(P, Q) - \log 2 - \alpha \log \alpha - \beta \log \beta, \end{aligned}$$

ただし

$$\Delta_{\nu}(P, Q) = \sum_{i=1}^n \frac{|p_i - q_i|^{2\nu}}{(p_i + q_i)^{2\nu-1}}.$$

ここで $\alpha = \beta = \frac{1}{2}$ のときは

$$C(P, Q) = \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{2\nu(2\nu-1)} \Delta_{\nu}(P, Q).$$

Proof. 次のようにおく.

$$\begin{aligned} m_i &= \alpha q_i + \beta p_i \\ \varepsilon_i &= |\alpha q_i - \beta p_i| \\ k_i &= \frac{m_i}{\varepsilon_i} = \frac{\alpha q_i + \beta p_i}{|\alpha q_i - \beta p_i|} \end{aligned}$$

このとき各 i について次の関係が成り立つ.

$$\beta p \log \frac{p}{m} + \alpha q \log \frac{q}{m} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} &= \beta p \log \frac{\beta p}{(\alpha q + \beta p)\beta} + \alpha q \log \frac{\alpha q}{(\alpha q + \beta p)\alpha} \\ &= \beta p \log \frac{\beta p}{\alpha q + \beta p} + \beta p \log \frac{1}{\beta} + \alpha q \log \frac{\alpha q}{\alpha q + \beta p} + \alpha q \log \frac{1}{\alpha} \\ &= \max\{\beta p, \alpha q\} \log \frac{\max\{\beta p, \alpha q\}}{\alpha q + \beta p} + \min\{\beta p, \alpha q\} \log \frac{\min\{\beta p, \alpha q\}}{\alpha q + \beta p} \\ &\quad - \beta p \log \beta - \alpha q \log \alpha \\ &= \frac{m + \varepsilon}{2} \log \frac{1/2(m + \varepsilon)}{m} + \frac{m - \varepsilon}{2} \log \frac{1/2(m - \varepsilon)}{m} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} &\quad - \beta p \log \beta - \alpha q \log \alpha \\ &= \frac{\varepsilon}{2} \left(\frac{m}{\varepsilon} + 1 \right) \log \frac{1/2(m/\varepsilon + 1)}{m/\varepsilon} + \frac{\varepsilon}{2} \left(\frac{m}{\varepsilon} - 1 \right) \log \frac{1/2(m/\varepsilon - 1)}{m/\varepsilon} \\ &\quad - \beta p \log \beta - \alpha q \log \alpha \\ &= \frac{\varepsilon}{2} \left\{ (k + 1) \log \frac{1/2(k + 1)}{k} + (k - 1) \log \frac{1/2(k - 1)}{k} \right\} \\ &\quad - \beta p \log \beta - \alpha q \log \alpha \\ &= \frac{\varepsilon}{2} \left\{ k \log \left(1 - \frac{1}{k^2} \right) + \log \left(1 + \frac{1}{k} \right) - \log \left(1 - \frac{1}{k} \right) - 2k \log 2 \right\} \\ &\quad - \beta p \log \beta - \alpha q \log \alpha \end{aligned} \quad (13)$$

したがって

$$\begin{aligned} C(P, Q) &= \sum_{i=0}^{n+1} \beta p_i \log \frac{p_i}{m_i} + \sum_{i=0}^{n+1} \alpha q_i \log \frac{q_i}{m_i} \\ &= \sum_{i=0}^{n+1} \frac{\varepsilon_i}{2} \left\{ k_i \log \left(1 - \frac{1}{k_i^2} \right) + \log \left(1 + \frac{1}{k_i} \right) - \log \left(1 - \frac{1}{k_i} \right) - (2 \log 2) k_i \right\} \end{aligned}$$

ここで (13) より

$$\begin{aligned} C(P, Q) &= -\beta \log \beta \sum_{i=0}^{n+1} p_i - \alpha \log \alpha \sum_{i=0}^{n+1} q_i \\ &= \sum_{i=0}^{n+1} \frac{\varepsilon_i}{2} \left(\sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{\nu(2\nu-1)} k_i^{-(2\nu-1)} - (2 \log 2) k_i \right) - \beta \log \beta - \alpha \log \alpha \end{aligned}$$

最後の式は $|k_i| < 1$ と $\log(1+x)$ のマクローリン展開から得られる. したがって

$$C(P, Q) = \sum_{i=0}^{n+1} \varepsilon_i \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{2\nu(2\nu-1)} k_i^{-(2\nu-1)} - \log 2 \sum_{i=0}^{n+1} \varepsilon_i k_i - \beta \log \beta - \alpha \log \alpha$$

$$= \sum_{i=0}^{n+1} \varepsilon_i \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{2\nu(2\nu-1)} k_i^{-(2\nu-1)} - \log 2 - \beta \log \beta - \alpha \log \alpha$$

なぜなら $\sum_{i=0}^{n+1} \varepsilon_i k_i = \sum_{i=0}^{n+1} m_i = 1$ であることを用いた。したがって

$$\begin{aligned} C(P, Q) &= \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{2\nu(2\nu-1)} \sum_{i=0}^{n+1} \varepsilon_i k_i^{-(2\nu-1)} - \log 2 - \beta \log \beta - \alpha \log \alpha \\ &= \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{2\nu(2\nu-1)} \Delta_{\nu}(P, Q) - \log 2 - \beta \log \beta - \alpha \log \alpha \end{aligned}$$

ただし

$$\Delta_{\nu}(P, Q) = \sum_{i=0}^{n+1} \varepsilon_i k_i^{-(2\nu-1)} = \sum_{i=0}^{n+1} \frac{\varepsilon_i^{2\nu}}{m_i^{2\nu-1}} = \sum_{i=0}^{n+1} \frac{|\alpha q_i - \beta p_i|^{2\nu}}{(\alpha q_i + \beta p_i)^{2\nu-1}}$$

とおいた。

□

Lemma 2 を $P = P_{X_n}, Q = P_{X_{n+1}}, \alpha = q, \beta = p$ の特別な場合に用いると次の結果を得る。

Lemma 3 P_{X_n} と $P_{X_{n+1}}$ について拡張された Jensen Shannon divergence は次のようになる。

$$\begin{aligned} C(P_{X_n}, P_{X_{n+1}}) &= \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{\nu(2\nu-1)} \frac{2^{2\nu-1}}{(n+1)^{2\nu}} \sum_{i=0}^{n+1} \left(i - \frac{n+1}{2}\right)^{2\nu} (qp_i + qp_i) \\ &\quad - \log 2 - p \log p - q \log q \end{aligned}$$

ここで $p = q = \frac{1}{2}$ のときは $m_{2\nu}(B(n+1, \frac{1}{2}))$ を二項分布 $B(n+1, \frac{1}{2})$ の 2ν 次の中心積率 (central moment) とすると次のようになる。

$$C(P_{X_n}, P_{X_{n+1}}) = \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{\nu(2\nu-1)} \frac{2^{2\nu-1}}{(n+1)^{2\nu}} m_{2\nu} \left(B \left(n+1, \frac{1}{2} \right) \right)$$

Proof. 次のことに注意する。

$$\begin{aligned} \Delta_{\nu}(P, Q) &= \sum_{i=0}^{n+1} \frac{|pq_i - qp_i|^{2\nu}}{(pq_i + qp_i)^{2\nu-1}} \\ &= \sum_{i=0}^{n+1} \left(\frac{|pq_i - qp_i|}{pq_i + qp_i} \right)^{2\nu} (pq_i + qp_i) \\ &= \sum_{i=0}^{n+1} \left(\frac{pq_i - qp_i}{pq_i + qp_i} \right)^{2\nu} (pq_i + qp_i) \end{aligned}$$

ここで

$$\begin{aligned}\frac{pq_i - qp_i}{pq_i + qp_i} &= \frac{p\binom{n}{i-1}p^{i-1}q^{n-i+1} - q\binom{n}{i}p^i q^{n-i}}{p\binom{n}{i-1}p^{i-1}q^{n-i+1} + q\binom{n}{i}p^i q^{n-i}} \\ &= \frac{i - (n - i + 1)}{i + (n - i + 1)} = \frac{2i - n - 1}{n + 1}\end{aligned}$$

したがって,

$$\begin{aligned}\Delta_\nu(P, Q) &= \sum_{i=0}^{n+1} \left(\frac{2i - n - 1}{n + 1} \right)^{2\nu} (pq_i + qp_i) \\ &= \left(\frac{2}{n + 1} \right)^{2\nu} \sum_{i=0}^{n+1} \left(i - \frac{n + 1}{2} \right)^{2\nu} (pq_i + qp_i)\end{aligned}$$

ここで $p = q = \frac{1}{2}$ のとき

$$\sum_{i=0}^{n+1} \left(i - \frac{n + 1}{2} \right)^{2\nu} (pq_i + qp_i) = m_{2\nu} \left(B \left(n + 1, \frac{1}{2} \right) \right)$$

□

4 離散型 Entropy Power 不等式

$n \hookrightarrow \frac{Y_n}{n}$ が増加関数であることと (10) は同値である.

Theorem 1 $p = q = \frac{1}{2}$ のとき確率変数系列 X_n は以下の 離散型の Entropy Power 不等式をみたす.

$$\forall m, n \geq 1, \quad e^{2H(X_m)} + e^{2H(X_n)} \leq e^{2H(X_m + X_n)} = e^{2H(X_{m+n})}$$

Proof. 次の不等式を示せば十分である.

$$\sum_{\nu=1}^3 \frac{1}{\nu(2\nu-1)} \frac{2^{2\nu-1}}{(n+1)^{2\nu}} m_{2\nu} \left(B \left(n + 1, \frac{1}{2} \right) \right) \geq \frac{1}{2} \log \left(1 + \frac{1}{n} \right) \quad (14)$$

ただし $m_{2\nu}(B(n+1, \frac{1}{2}))$ の $\nu = 1, 2, 3$ の中心積率はそれぞれ求めると次のようになる.

$$m_2 = \frac{n+1}{4}, \quad m_4 = \frac{(n+1)(3n+1)}{16}, \quad m_6 = \frac{(n+1)(15n^2+1)}{64}.$$

ここでこれらを (14) の左辺に代入して計算すると (14) が成り立つことがわかる. \square

$p \neq \frac{1}{2}$ の場合, Mathematica の数値計算によると, 次の式のグラフが得られる.

$$\Delta_n = \frac{e^{2H(X_{n+1})}}{n+1} - \frac{e^{2H(X_n)}}{n} \quad (15)$$

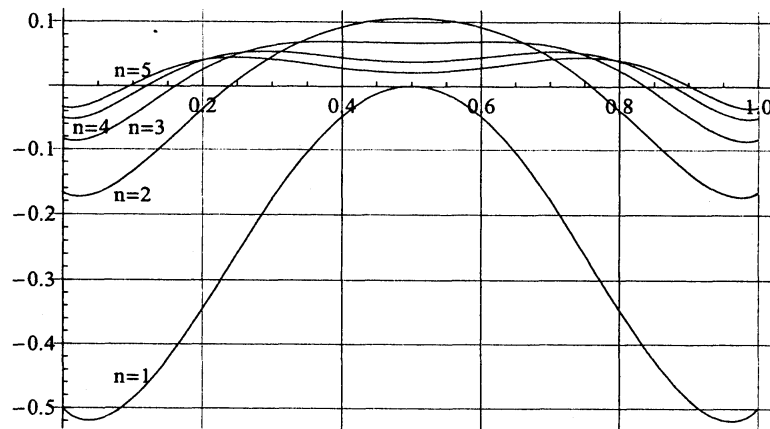


Figure 1: Δ_n のグラフ ($n = 1, 2, 3, 4, 5$)

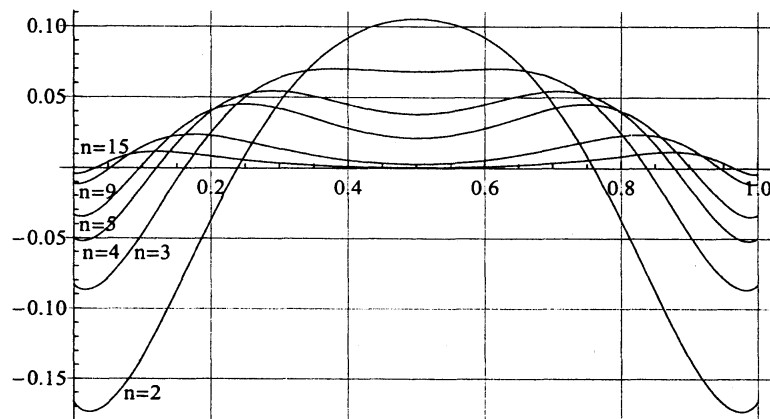


Figure 2: Δ_n のグラフ ($n = 2, 3, 4, 5, 9, 15$)

したがって次の Conjecture が考えられる.

Conjecture 1 $m, n \geq 2$ かつ $\frac{1}{4} \leq p \leq \frac{3}{4}$ のとき, 確率変数系列 X_n は以下の 離散型の Entropy Power 不等式をみたす.

$$\forall m, n \geq 2, \quad e^{2H(X_m)} + e^{2H(X_n)} \leq e^{2H(X_m + X_n)} = e^{2H(X_{m+n})}?$$

この Conjecture が成り立つことを示すには、次の不等式を示せばよいが、今後の課題として残しておく。

$$\begin{aligned} & \sum_{\nu=1}^{\infty} \frac{1}{2\nu(2\nu-1)} \left(\frac{2}{n+1}\right)^{2\nu} \sum_{i=0}^{n+1} \left(i - \frac{n+1}{2}\right)^{2\nu} (pq_i + qp_i) \\ & - \log 2 - p \log p - q \log q \\ & \geq \frac{1}{2} \log \left(1 + \frac{1}{n}\right) \end{aligned}$$

References

- [1] N.M.Blachman, The convolution inequality for entropy powers, IEEE Trans. Information Theory, vol IT-11, pp 267-271, 1965.
- [2] M.H.M.Costa, A new entropy power inequality, IEEE Trans. Information Theory, vol IT-31, pp 751-760, 1985.
- [3] A.Dembo, Simple proof of the concavity of the entropy power with respect to added Gaussian noise, IEEE Trans. Information Theory, vol IT-35, pp 887-888, 1989.
- [4] P.Harremoës and C.Vignat, An entropy power inequality for the binomial family, J.Ineq.Pure and Appl.Math., vol 4, Issue 5, Article 93, 2003.
- [5] S.Shamai and A.Wyner, A binary analog to the entropy-power inequality, IEEE Trans. Information Theory, vol IT-36, pp 1428-1430, 1990.
- [6] C.E.Shannon, A mathematical theory of communication, Bell Syst. Tech. J., vol 27, pp 379-423 and pp 623-656, 1948.
- [7] A.J.Stam, Some inequalities satisfied by the quantities of information of Fisher and Shannon, Information and Control, vol 2, pp 101-112, 1959.
- [8] F.Topsoe, Some inequalities for information divergence and related measures of discrimination, IEEE Trans. Information Theory, vol IT-46, no 4, pp 1602-1609, 2000.